

中国区域经济增长条件收敛分析

——基于扩展 Solow 模型的实证研究

余长林

(厦门大学 经济学系, 福建 厦门 361005)

[摘要] 以 Solow 模型(1956)为基础,把人力资本和制度因素同时纳入新古典经济增长模型中,构造了一个包含人力资本和制度因素的扩展 Solow 模型。运用面板数据(Panel data)系统广义矩估计(SYS - GMM)方法,对 1978 年改革开放以来各省的经济增长差异进行了实证分析。研究结果发现,中国各地区间的经济增长存在显著的条件收敛(conditional convergence)特征,即在控制了各省间人口增长率、物质资本投资率、人力资本水平和制度因素差异后,可以观测到明显的经济增长收敛趋势。

[关键词] 制度变迁; 经济增长; 条件收敛; SYS - GMM 方法

[中图分类号] F12

[文献标识码] A

[文章编号] 1007 - 9556(2008)02 - 0039 - 08

Analysis of Conditional Convergence of China's Regional Economic growth

——Empirical Analysis Based on Extensive Solow Model

YU Chang - lin

(Dept. of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

Abstract Based on Solow(1956) model, the paper introduces human capital and institution into new - classical economic growth model and constructs an extensive Solow model with human capital and institution. The paper draws on SYS - GMM estimation of panel data to carry out an empirical analysis of inter - provincial growth variance across provinces in China since 1978. The results show that the conditional convergence has been identified, that is, given the same level of physical capital investment rate, human capital, market openness and outward opening - up the economic provinces have demonstrated a certain growth convergence. The empirical results show that the extensive MRW model with human capital and institution can explain the phenomenon of inequality in china's districts and its estimation is robust.

Key Words institution change; economic growth; conditional convergence; SYS - GMM Estimation

一、引言

以 Solow(1956)为代表的新古典增长模型是现代经济增长理论的开端。新古典增长模型的一个主要特征就是收敛假说,即一个经济体真实人均产出的初始水平越低,其经济增长率就越高。由于在现实中,穷国未必比富国增长得更快,因而新古典增长理论曾一度受到质疑。Solow 模型中的收敛是指经济体会达到各自的稳定状态,由于物质资本、人力资本以及制度因素都将影响到不同地区经济所能达到

的稳定状态,因此说,Solow 模型中的收敛不是指绝对收敛,而是指条件收敛。参照许多国家和地区的经验数据,可以发现,经济体之间的收敛现象似乎具有很强的经验规律(巴罗,2000),因此,寻找经验上的收敛证据成为各国学者关注的焦点之一(Baumol, 1986; Delong, 1988; Barro and Sala - i - Martin, 1992; Mankiw, Romer and Weil, 1992; Islam, 1995; Caselli, 1996)。近年来,中国省际或地区之间的增长差距及其变化趋势已经引起了学者们的广泛关注。

[收稿日期] 2007 - 12 - 17

[基金项目] 福建省社科基金项目《内生增长理论最新进展及创新与应用研究》(2007C012)的阶段性研究成果

[作者简介] 余长林(1976 -),男,河南信阳人,厦门大学经济学系博士研究生,研究方向是经济增长与宏观经济理论。

· 39 ·

总体而言,目前关于中国经济收敛的研究主要有两个思路。一是认为俱乐部收敛是造成中国省际间经济发展不平衡的重要原因。蔡昉和都阳(2000)、沈坤荣和马俊(2002)、徐现祥和舒元(2004)、Daya - I Gulati (2000)、Demurger (2002)的研究都认为,按东、中、西部划分的中国地区存在显著的俱乐部收敛现象,并讨论了各俱乐部收敛的状况和省际差异。二是探讨经济收敛证据和收敛速度。由于样本选择的时间段以及采用的控制变量和实证估计方法不同,因此,得出的结论也大相径庭。Demurger (2002)的研究表明,1985~1998年中国的收敛速度在13%~21%之间。Cai (2002)认为,中国1978~1999年间的收敛速度大约为3.3%。林毅夫(2003)运用1981~1999年的经济数据研究发现,条件收敛速度在7%~15%之间。彭国华(2005)认为,1982~2002年中国省际间的收敛速度为7.3%。王志刚(2004)则认为,中国在1979~1999年间不存在条件收敛现象。

目前,关于中国省际经济增长收敛原因的研究相对较少。由于仅仅考虑要素投入的不同远不能解释中国的地区差异,因此通过综合考察各种因素的差异来解释转轨时期中国地区差异的成因已成为趋势。蔡昉和都阳(2000)认为,人力资本、对外开放程度的差异和市场扭曲是造成中国地区差异的主要原因。Demurger (2002)发现,在20世纪80年代中期以后,地理环境和交通运输条件对地区增长差异有显著影响。沈坤荣和马俊(2002)的研究表明,工业化进程差异和产业结构的变动对地区经济增长有显著影响。徐现祥和舒元(2004)运用DEA方法进行研究,结果表明,中国改革开放20多年来的经济增长主要归功于物质资本的积累。马栓友和于红霞(2003)利用各地获得的转移支付与其财政总收入的比例衡量了转移支付对地区经济收敛的影响。Chen和Feng (2000)认为,对外贸易、非国有经济的发展和教育投资是影响中国经济增长的主要因素。严冀(2005)利用中国省际面板数据验证了经济开放、非国有化、财政改革等经济政策及其相互作用对中国地区经济增长的影响。汪锋(2006)研究了市场化程度和对外开放水平对中国经济增长条件收敛的影响。Li (1998)认为,物质资本投资和人力资本投资对中国经济增长起着明显的推动作用。

这些研究从不同侧面考察了转轨时期中国各地区的物质资本投资、人力资本投资以及制度变迁对

地区经济增长的影响。由于人力资本指标和制度指标选取不同,因而得出的结论存在很大争议。这些研究普遍存在两个缺陷:一是在衡量人力资本水平时,往往只用教育指标来代替,而实际上,健康指标也是衡量人力资本水平的重要因素;二是虽然多数学者都承认制度对经济增长的作用,但是目前制度模型和增长模型依然是脱节的,他们并没有把制度变量引进到增长模型中,而只是在实证分析中简单地引入了制度变量,缺乏理论分析依据。本文在上述文献的基础上,将以教育指标、健康指标表示的人力资本水平和以市场化程度、对外开放水平表示的制度变量同时纳入到新古典经济增长模型中,并以此为基础研究了中国区域经济增长的条件收敛现象。此外,本文在实证研究中运用了Bond (2001)最新的分析动态面板数据的系统广义矩估计方法(SYS - GMM),以克服一般估计方法的不足。

本文内容安排如下:第二部分分析了引入人力资本和制度因素的扩展Solow模型,第三部分解释了样本数据和估计方法,第四部分是中国地区经济增长收敛的估计结果,最后是本文的结论。

二、动态面板数据模型的收敛理论框架

本文以Solow (1956)、Mankiw、Romer和Weil (1992) (以下简称MRW)、Islam (1995)的模型为基础描述经济增长的理论框架。借鉴Islam (1995)的分析方法,把储蓄率、人口增长率和技术进步率作为经济增长的外生给定变量,并假设一个经济体中存在物质资本、人力资本和劳动三种投入要素,在保持规模报酬不变的生产函数条件下研究经济增长问题。我们采用Mankiw、Romer和Weil (1992)修正的新古典柯布一道格拉斯生产函数,其形式为:

$$Y = K^{\alpha} H^{\beta} (AL)^{1-\alpha-\beta} \quad (1)$$

其中, Y 为产出, K 为物质资本, H 为人力资本, L 为劳动,同时假定人口增长率 n 外生给定。 A 代表广义技术进步,包含技术、制度、资源禀赋、气候等多方面的因素。 α 、 β 为外生给定的参数, $0 < \alpha < 1$, $0 < \beta < 1$, $0 < \alpha + \beta < 1$ 。 AL 代表有效劳动力,即通过技术进步与劳动力的结合来提高整个经济系统的产出。

MRW (1992)、Islam (1995)把人力资本作为生产要素引入到Solow模型中,并运用教育指标来度量,利用98个国家1960年到1985年的面板数据对增长方程进行了回归。结果表明,加入人力资本之后的Solow模型能较好地描述跨国经济增长和收入差距

问题。影响人力资本的因素是多方面的,其中,受教育程度与健康状况是决定人力资本拥有量的两个关键要素。在实证研究中把人力资本狭义地等同于受教育程度,而忽略了健康状况,可能会低估人力资本对经济增长的贡献,也可能会由于把健康因素和影响人力资本的其他要素都归功于受教育程度而高估教育对经济增长的作用。基于此,我们在分析人力资本对经济增长的影响时,既考虑了教育的影响又考虑了健康的作用。

那么,教育和健康如何组合形成人力资本?我们借鉴余长林(2006)的做法,把教育和健康看作两种资本,人力资本由教育资本和健康资本按照 Cobb-Douglas 生产技术形式组合生成。我们用 E 表示教育投资形成的人力资本投资,即教育资本;用 M 表示健康投资形成的人力资本投资,即健康资本;用 H 表示不同人力资本投资组合所形成的人力资本数量。这样,整个经济体系的教育投资、健康投资与人力资本数量的函数关系可以用下式来描述:

$$H = E^{\alpha} M^{1-\alpha} \quad (0 < \alpha < 1) \quad (2)$$

其中, α 表示人力资本增量对于教育资本的弹性。与 MRW 模型不同的是,我们考虑了制度因素对广义技术进步的影响,设定广义技术进步方程为:

$$A = A(0) e^{gt} I^{\beta} F^{\gamma} \quad (3)$$

其中, g 为外生的技术进步率; I 为以市场化程度表示的制度变量, β 为市场化对广义技术进步的弹性; F 为以对外开放程度衡量的制度变量, γ 为对外开放水平对广义技术进步的弹性。

假设 S_K 为物质资本的投资率,则物质资本积累方程为:

$$\dot{K} = S_K Y - \delta K \quad (4)$$

我们假定物质资本、教育资本、健康资本与消费品的生产函数相同,并且教育资本和健康资本的折旧率与物质资本相同,则教育资本和健康资本的积累方程为:

$$\dot{E} = S_E Y - \delta E \quad (5)$$

$$\dot{M} = S_M Y - \delta M \quad (6)$$

其中, S_E 、 S_M 分别为教育资本和健康资本的投资率。

定义 $y = \frac{Y}{AL}$ 、 $k = \frac{K}{AL}$ 、 $e = \frac{E}{AL}$ 、 $m = \frac{M}{AL}$ 分别表示单位有效劳动的产出、物质资本、教育资本和健康资本。运用(1)式和(2)式,可以将(4)、(5)和(6)式化

简为:

$$\dot{k} = S_K Y - (\delta + n + g) k \quad (7)$$

$$\dot{e} = S_E Y - (\delta + g + n) e \quad (8)$$

$$\dot{m} = S_M Y - (\delta + g + n) m \quad (9)$$

当经济达到稳定状态时, $\dot{k} = 0$, $\dot{e} = 0$, $\dot{m} = 0$ 。根据(7)、(8)、(9)和(1)式可以得出稳定状态下的 k^* 、 e^* 、 m^* , 分别为:

$$k^* = \left[\frac{S_K^{1-\alpha} S_E^{\alpha} S_M^{\alpha(1-\alpha)}}{n + g + \delta} \right]^{1/(1-\alpha)} \quad (10)$$

$$e^* = \left[\frac{S_K S_E^{1-\alpha} (1-\alpha)^{\alpha} S_M^{\alpha(1-\alpha)}}{n + g + \delta} \right]^{1/(1-\alpha)} \quad (11)$$

$$m^* = \left[\frac{S_K S_E S_M^{1-\alpha}}{n + g + \delta} \right]^{1/(1-\alpha)} \quad (12)$$

将(10)、(11)和(12)式带入生产函数(1)式中,

两边取对数,并且利用 $\ln y(t) = \ln \left[\frac{Y(t)}{L(t)} \right] - \ln A(0) - gt - \beta \ln I - \gamma \ln F$, 我们可以得到均衡状态下的人均产出为:

$$\ln \left(\frac{Y}{L} \right) = \ln [A(0)] + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(S_K) + \frac{1-\alpha}{1-\alpha} \ln(S_E) + \frac{(1-\alpha)\alpha}{1-\alpha} \ln(S_M) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + g + \delta) + \ln(I) + \ln(F) \quad (13)$$

(13)式表明,人均产出依赖物质资本的投资率、教育资本的投资率、健康资本的投资率、人口增长率、折旧率以及以市场化水平和对外开放程度表示的制度变量。需要说明的是,(13)式是建立在经济体处于稳定平衡的增长路径或能迅速地收敛于平衡增长路径的基础之上的,而这与中国的实际情况不太吻合。这是因为,自1978年改革开放以来,中国经济经历了巨大的结构性变化,决定稳定平衡增长的因素也不断地发生着改变。因此,有必要考察经济体向稳定状态演进的动态过程,即新古典增长模型中所预测的经济增长条件收敛的过程。

接下来分析在不平衡增长路径上 $y(t)$ 收敛于稳态的速度。 y^* 为稳态的单位有效人均产出, $y(t)$ 为 t 时期实际的单位有效劳动产出,假设它处在稳态附近,则其向稳态收敛的过程可由下式表示:

$$\frac{d[\ln(y(t))]}{dt} = [\ln(y^*) - \ln(y(t))] \quad (14)$$

其中, $\lambda = (n + g + \delta)(1 - \alpha)$, 为收敛速度。(14)式与下式含义相同:

$$\ln y(t_2) - \ln y(t_1) = (1 - e^{-\lambda}) (\ln y^* - \ln y(t_1)) \quad (15)$$

其中, $\ln y(t_1)$ 为在某个初始点 t_1 单位有效人均产出水平, $\ln y(t_2)$ 为在期末 t_2 单位有效劳动水平, $= t_2 - t_1$ 。由 (1)、(2)、(10)、(11) 和 (12) 式可以得到:

$$\ln y^* = \frac{1}{1 - e^{-\rho}} \ln S_K + \frac{1}{1 - e^{-\rho}} \ln S_E + \frac{(1 - e^{-\rho})}{1 - e^{-\rho}} \ln S_M - \frac{1}{1 - e^{-\rho}} \ln(n + g + \delta) \quad (16)$$

同理, 由于教育资本、健康资本的投资率不易测算, 因此, 我们可以运用 (11) 式和 (12) 式, 以教育资本和健康资本存量代替其投资率, 然后将稳定状态的 $\ln y^*$ 代入 (15) 式, 并利用 $\ln y(t) = \ln \frac{Y(t)}{L(t)} - \ln A(0) - g(t - t_1) - \ln F$, 可以得到:

$$\ln \frac{Y(t_2)}{L(t_2)} = (1 - e^{-\rho}) \frac{1}{1 - e^{-\rho}} [\ln S_K - \ln(n + g + \delta)] + (1 - e^{-\rho}) \frac{1}{1 - e^{-\rho}} \ln e^* + (1 - e^{-\rho}) \frac{(1 - e^{-\rho})}{1 - e^{-\rho}} \ln m^* + e^{-\rho} \ln \frac{Y(t_1)}{L(t_1)} + (1 - e^{-\rho}) \ln I + (1 - e^{-\rho}) \ln F + (1 - e^{-\rho}) \ln A(0) + g(t_2 - e^{-\rho} t_1) \quad (17)$$

下面我们将 (17) 式扩展为 Panel Data 模型。需要注意的是, (17) 式重在描述经济体向稳态靠近的过程, 因此可以依据此式考察中国各省份的经济收敛现象。在 (17) 式中加入随机误差项, 我们可以将其扩展为如下的一般动态面板模型的形式:

$$y_{it} = y_{i,t-1} + \beta_1 s_{it} + \beta_2 e_{it} + \beta_3 m_{it} + \beta_4 I_{it} + \beta_5 F_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (18)$$

其中, $y_{it} = \ln \frac{Y(t)}{L(t)}$, $\beta_1 = (1 - e^{-\rho}) \frac{1}{1 - e^{-\rho}}$, $\beta_2 = (1 - e^{-\rho}) \frac{1}{1 - e^{-\rho}}$, $\beta_3 = (1 - e^{-\rho}) \frac{(1 - e^{-\rho})}{1 - e^{-\rho}}$, $\beta_4 = (1 - e^{-\rho})$, $\beta_5 = (1 - e^{-\rho})$, $e_{it} = \ln e^*$, $s_{it} = \ln S_K - \ln(n + g + \delta)$, $m_{it} = \ln m^*$, $I_{it} = \ln I$, $F_{it} = \ln F$, $\mu_i = (1 - e^{-\rho}) \ln A(0)$, $\epsilon_{it} = g(t_2 - e^{-\rho} t_1)$, ϵ_{it} 为随机误差项 (零均值、同方差)。由于在一国内部技术通常可以自由流动, 因此, 在相同的时间间隔且各地区具有相同的外生技术进步率时, $g(t_2 - e^{-\rho} t_1)$ 可以看成是个体不变的时间效应。在假设省际初始技术水平 $\ln A(0)$ 相同的条件下, 将 $(1 - e^{-\rho}) \ln A(0)$ 看作是时间不变的个体效应。

(17) 式表明, 当经济体的人口增长率和折旧率较低、物质资本投资和教育健康投资较大时, 经济发展水平较高和资源禀赋较优越的地区经济增长较快, 市场化水平和对外开放程度的提高会拉动生产

率的增长。该式还可以用来检验经济收敛现象, 如果在实证分析时, 能够观测到 $e^{-\rho} < 1$, 则我们可以判断该经济体存在经济增长条件收敛现象, 并且可以推算出经济增长收敛速度。

三、模型估计方法与样本数据

(一) 面板数据的系统广义矩估计 (SYS - GMM)

在前面阐述的理论模型中, 我们通常可以使用固定效应模型 (fixed effects model) 和随机效应模型 (random effects model) 这两种 Panel data 估计方法对其进行估计, 以消除无法直接观察到的因素 μ_i 对经济增长的影响。对于固定效应模型来说, 可以通过给每个地区安排一个虚拟变量, 使用哑元变量最小二乘法 (LSDV) 进行估计; 对于随机效应模型来说, 可以将模型看成带有随机截距项的回归方程, 使用广义最小二乘法 (GLS) 进行估计 (汪锋, 2006)。但是这两种估计方法均是有偏和不一致的, Anderson、Hsiao 和 Nickell 对此做了详细研究, Nerlove 利用 Monte Carlo 的试验也证实了这一点。特别是在模型中包含因变量滞后项的情形下, 上述两种估计方法都因存在滞后因变量与扰动项相关的问题而使得到的估计量不一致。模型的一致估计量可以通过工具变量法或者适当的极大似然变换法得到。Hsiao (1986) 分八种情形系统研究了不同初值条件下动态 Panel 模型的设定以及估计方法。对于不同的面板数据, 不同初值条件下的似然函数是不同的, 错误地选择初值条件会使参数估计有误。并且, 我们拥有的判断初值的信息比较少, 这就更加大了极大似然估计 (MLE) 和工具变量估计 (IV) 应用的难度。他特别指出, 由于随机效应动态模型上述两种估计方法的估计量取决于初值的不同设定以及趋于无穷的方式, 因此, 我们必须考虑使用更加有效的估计方法。本文认为, 系统广义矩估计 (SYS - GMM) 方法具有优良的性质, 结合本文设定的面板模型, 该方法应该是本文理想的估计方法。

Blundell 和 Bond 提出的系统广义矩估计 (SYS - GMM) 是一阶差分广义矩估计的改进, 该方法强调初始条件对于有效估计量的重要性。一旦确定了足够数量的矩条件, 就可以运用该方法。我们假设人均省级 GDP (对数值) 年度数据连续存在, 则人均省级 GDP (对数值) 的增长率与其滞后值就存在弱相关性, 这样一来, 在使用一阶差分广义矩估计方法时就存在选取哪个变量作为弱工具变量的问题。利用 Monte Carlo 的模拟试验, Blundell 和 Bond 证明了在

使用一阶差分矩估计方法估计动态 Panel 模型时,会产生有限样本偏误问题,特别是对于时期较短的 Panel 数据来说,更为严重。但是,Melvyn 和 Yao 最近指出,通过约束初始条件、增加有效矩条件,可以使该偏误显著下降。本质上,系统广义矩估计量是利用一阶差分及其滞后项作为工具变量的。Blundell 和 Bond 指出,如果 y_{it} 满足平稳约束条件 $E[y_{it} - \mu_i] = 0$, 则 y_{it-s} 的滞后值以及 x_{it-s} 的滞后值都可以作为原始水平的工具变量。这样,相对于其他方法,系统广义矩估计 (SYS - GMM) 在渐进有效性方面有了很大改进。

(二)数据来源与变量说明

本文参照汪锋(2006)、Islam(1995)的做法,在回归分析时将整个时期分为几个小的时间段,选择五年为时间间隔,将 1978 ~ 2003 年分为五个时间段,分别用 2003、1998、1993、1988、1983 年五个时间点表示。例如,当 $t = 2003$ 时, $t - 1$ 表示 1998 年。我们选取的样本数据为 1978 ~ 2003 年我国 29 个省份的面板数据。由于缺乏西藏地区的统计资料,因而将其剔除。此外,重庆市的数据在 1997 年之前并入四川省,1997 年之后没有考虑。原始数据来源于《新中国 55 年统计资料汇编》(2005)和各省、自治区和直辖市各年的统计年鉴,文中相关数据经过整理计算得到。各变量的说明如表 1 所示。

表 1 主要变量定义及解释

变量	变量解释与说明
$\frac{Y}{L}$	以 1978 年不变价格计算的就业人员人均实际 GDP 来度量
n	就业人员的增长率
S_K	以每年固定资本形成总额占当年按支出法计算的 GDP 的比值来度量
e^*	以 15 岁以上人口中具有初中及以上受教育程度的人口比例来衡量
m^*	以总人口死亡率的倒数来衡量(杨建芳,2006)
I	以企业市场化指数来衡量(汪峰,2006)
F	以对外开放指数来衡量(汪锋,2006)

在跨国实证研究中,各国的折旧率和技术进步

率不易测算,通常取 $g + \delta = 0.05$ (Mankiw et al, 1992; Islam, 1995)。为了简化起见,我们假设各省份的技术进步率和折旧率都相等。由于改革的深入,劳动力和资本已经可以从低收入省份向高收入省份自由流动,地区之间的技术水平越来越接近,因此,我们的假定是比较合理的。对于折旧率的选取,我们采用张军(2004)估算出的固定资本形成总额的经济折旧率来替代,各省相同,取 $\delta = 0.096$ 。技术进步率的选取参见郭庆旺和贾俊雪(2005)的研究结果,他们估算了 1979 ~ 2004 年中国全要素生产率各年的增长率,我们选取其平均值来衡量技术进步率,得到 $g = 0.018$,这与 Mankiw(1992)根据美国的经验数据得到的值基本一致。

四、实证结果与分析

(一)面板数据模型的 SYS - GMM 估计结果

表 2 给出了各种模型的估计结果,Sargan 检验用来检验工具变量的合理性。从表 2 中的 Sargan 统计量的 p 值可知,系统广义矩估计方法中使用的工具变量都是合理的,因此系统广义矩估计量是可靠的。需要说明的是,由(13)式可以看出, $\ln(S_K)$ 和 $\ln(n + g + \delta)$ 的系数方向相反,因此我们对此做了约束检验。Wald 系数约束检验的 p 值表明,不能拒绝两者系数绝对值相等但符号相反的原假设,因此我们下面只对约束方程进行回归。

表 2 经济增长与收敛的 SYS - GMM 估计结果(1978 ~ 2003 年)

因变量: $\ln(Y_{it}/L_{it})$					
变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
常数项	0.45	0.56	0.72	0.64	0.83
$\ln(Y_{it}/L_{it})$	1.08 *** (3.21)	1.02 *** (2.75)	1.05 *** (3.58)	0.86 *** (4.25)	0.79 *** (5.64)
$\ln S_K$	0.38 *** (3.65)	0.26 *** (3.47)	0.23 *** (4.21)	0.16 *** (5.24)	0.14 *** (6.23)
$\ln(n + g + \delta)$					
$\ln e^*$		0.16 *** (2.89)	0.14 *** (2.67)	0.15 *** (4.12)	0.12 *** (4.87)
$\ln m^*$			0.13 ** (2.41)	0.11 *** (2.74)	0.11 *** (3.11)
$\ln F$				0.12 *** (5.42)	0.083 *** (6.24)

lnI					0.16 *** (7.12)
修正 R^2	0.97	0.98	0.99	0.99	0.99
隐含的				0.03	0.047
Sargen 检验 的 P 值	0.894	0.978	0.962	0.987	1
Wald 约束 检验的 P 值	0.72	0.76	0.80	0.74	0.82

注:括号内为 t 统计量值,*、**、*** 分别表示回归系数在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著。

模型 1 给出了不考虑人力资本和制度变迁因素的新古典 Solow 模型的估计结果;模型 2 和模型 3 分别是在模型 1 的基础上逐步引入教育资本和健康资本因素后的 MRW 模型;模型 4 和模型 5 给出了在模型 3 的基础上引入制度因素后 (17) 式的估计结果。在上述各回归方程中,如果滞后因变量的估计系数为正且小于 1,则认为经济存在条件收敛现象。

由模型 1 可以看出,系数符号与理论相符,模型通过了经济检验。 $e^{-} = 1.08 > 1$,表明即使有相同的人口增长率和物质资本积累率,人均收入低的省份经济增长率仍然偏低,因此,该模型中没有出现新古典 Solow 模型所预测的条件收敛现象。

模型 2 和模型 3 给出了在模型 1 的基础上加入人力资本因素后 MRW 模型 (1992) 的估计结果。在衡量人力资本时,MRW 模型 (1992) 只用教育指标来进行代替 (模型 2),与此不同的是,我们同时考虑到了教育和健康两个要素 (模型 3)。估计结果表明,系数符号与理论相符,模型通过了经济检验。但是,我们的估计结果与 MRW 模型 (1992) 的跨国实证估计结果不同,我们并没有发现中国经济存在条件收敛现象,因此说,MRW 模型不能对我国三大地区经济发展不平衡给出合理解释,为此我们有必要考虑引入制度因素的扩展 MRW 模型来研究中国的经济增长现象。

模型 4 和模型 5 给出了引入制度变量后扩展 MRW 模型的估计结果。从中可以看出,无论是单独引入还是同时引入市场化程度和对外开放水平来表示制度变量,其估计系数均符合理论而且显著,充分说明了制度变迁对中国经济增长具有至关重要的作用。同时,由估计结果可以看出,市场化指数比对外开放指数对经济增长的贡献更大。模型 5 的估计结果表明,中国各地区的人均国民收入增长率取决于

各省市的初始经济发展水平、人口增长率、折旧率、物质资本投资率、教育资本投资率 (教育资本水平)、健康资本投资率 (健康资本水平)、市场化指数和对外开放指数等因素。

从模型 4 和模型 5 的估计结果可以看出, e^{-} 均小于 1,这意味着,在剔除了人口增长率、物质资本投资率、人力资本因素和制度变迁等因素后,初始发展水平越低的地区经济增长越快,即中国经济呈现出了 Solow 模型所预测的条件收敛现象。从模型 4 可以看出,的推算值为 0.03,按此速度计算,消除中国各地区 50% 的初始差距所花的时间即半衰期为 23 年,这与汪锋 (2006) 的估计结果一致。模型 5 中的推算值为 0.047,半衰期约为 13 年。我们估计的收敛速度要低于 Ialam (1995) 估计的 OECD 国家的收敛速度,我们认为这可能是由于发展中国家的经济通常距离稳定状态较远导致的,因此本文的估计结果基本与跨国经验研究一致。

(二)分时间段 SYS - GMM 的估计结果

在改革开放初期的十几年内,我国对外开放水平和市场化程度一直很低,直到 1992 年邓小平同志南巡讲话提出建立社会主义市场经济体制以来,我国的对外开放水平和市场化程度才得到了较大提升。为了进一步表明制度变迁对中国经济增长条件收敛的重要作用,我们分时间段对中国经济增长条件收敛进行了估计。估计结果如表 3 所示,Solow 模型和 MRW 模型在各时间段的估计结果都不能对中国经济增长条件收敛现象给出合理解释,即没有观察到区域经济增长的条件收敛迹象,因此,我们只对模型 5 和模型 6 的估计结果给出解释。

表 3 经济增长与收敛分时间段的回归结果

因变量: $ln(Y_{it}/L_{it})$

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
	(1978 ~ 1991 年)	(1992 ~ 2003 年)	(1978 ~ 1991 年)	(1992 ~ 2003 年)	(1978 ~ 1991 年)	(1992 ~ 2003 年)
常数项	0.37 *** (5.22)	0.24 *** (5.34)	0.27 *** (5.47)	0.36 *** (6.24)	0.29 *** (6.21)	0.35 *** (7.32)
$ln(Y_{it}/L_{it})$	1.06 *** (4.52)	1.04 *** (5.62)	1.01 *** (5.46)	1.03 *** (7.28)	0.89 *** (6.24)	0.69 *** (7.51)
lnS_K^{-}	0.42 *** (2.92)	0.34 *** (2.65)	0.24 *** (3.04)	0.21 *** (3.25)	0.19 *** (2.78)	0.16 *** (3.42)
$ln(n+g+)$						

$\ln e^*$			0.18 ** (2.21)	0.16 *** (2.66)	0.18 *** (3.34)	0.12
$\ln m^*$			0.14 ** (2.03)	0.12 *** (2.97)	0.15 *** (3.02)	0.11
$\ln F$					0.073 * (1.92)	0.054 *** (4.55)
$\ln I$					0.13 * (1.72)	0.16 *** (5.79)
修正 R^2	0.43	0.45	0.33	0.36	0.41	0.39
隐含的					0.023	0.074
Sargen 检验的 P 值	0.837	0.842	0.923	0.947	0.967	1
Wald 约束检验的 p 值	0.62	0.64	0.72	0.73	0.92	0.94

注:括号内为 t 统计量值, *、**、*** 分别表示回归系数在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著。

由模型 5 的估计结果可以看出, 1978 ~ 1992 年间我国经济增长呈现出条件收敛现象, $e^- = 0.89$, 推算出 λ 等于 0.023, 收敛速度明显低于整个时间段的收敛速度。由模型 6 的估计结果可以看出, $e^- = 0.69$, λ 等于 0.074, 这个估计结果与彭国华 (2005) 的估计结果基本相符, 收敛速度显著高于整个时间段的收敛速度。这说明, 我国在建立社会主义市场经济体制以来, 制度变量在解释中国区域经济增长中起到了重要作用, 表明我们的估计结果是稳健的 (Robust)。

五、结束语

本文在新古典经济增长理论的框架内, 运用最新发展的系统广义矩估计 (SYS - GMM) 方法, 研究

了 1978 ~ 2003 年间我国地区经济发展不平衡的原因, 深入分析了改革开放以来我国各地区人力资本水平、制度变量对经济增长的影响, 得出了几点结论。

第一, 包含人力资本和制度因素在内的扩展 Solow 模型能够很好地解释中国各地区的经济增长情况, 并且在控制了人口增长率、物质资本积累率、人力资本水平和制度因素的差异后, 人均收入较低的地区拥有更高的经济增长率, 即中国经济呈现出了 Solow 模型所预测的条件收敛现象。物资资本投资、人力资本水平、制度变迁对中国各省经济增长起着明显的正向作用。中国经济分时间段的估计结果表明, 扩展 Solow 模型在解释中国地区经济增长条件收敛现象时具有稳健性。

第二, 制度因素对中国各省经济增长影响巨大, 市场化进程和对外开放程度对经济增长的影响较为显著, 其中, 市场化进程尤为重要。因而, 中西部地区应该进一步推进市场化改革, 提高对外开放水平, 改进微观机制, 提高生产效率, 进而促进经济增长。

估计结果表明, 人力资本、以市场化程度和对外开放水平表示的制度因素的差异是中国各地区经济发展失衡的重要原因。我国中西部地区相对于东部地区而言, 教育投入、医疗卫生和保健投入比较薄弱, 社会主义市场经济体制还不健全, 市场化进程比较滞后, 对外开放水平也不是很高, 致使经济发展受到严重阻碍, 三大地区经济发展出现了严重的失衡现象。因此, 在加大中西部地区人力资本投入的同时, 应不断深化社会主义市场经济体制改革, 加大改革力度和对外开放程度, 积极吸引外资, 努力消除由于政策原因而导致的制度性差异, 缩小与东部发达地区的经济发展差距, 促进我国各地区的经济协调发展。

注释:

条件收敛指的是, 如果经济体之间具有相似的经济结构特征, 则它们之间的人均产出在长期会收敛 (Barro and Sala-i-Martin, 1992); 绝对收敛指的是, 无论一个经济系统自身有何种经济结构特征, 经济体之间的人均产出在长期均会收敛 (Galor, 1996); 俱乐部收敛进一步指出, 如果各种经济体具有相似的经济结构特征和初始经济条件, 则它们的人均收入水平会收敛, 并形成—个增长俱乐部 (Quah, 1996; Prichett, 2000; Canova, 2004)。

市场化指数和对外开放指数的计算方法参见: 汪锋, 张宗益, 康继军. 企业市场化、对外开放与中国经济增长条件收敛 [J]. 世界经济, 2006, (6)。

Islam (1995) 使用 LSDV 法进行估计, 结果表明, 不包括产油国和异常样本国家的跨国样本收敛速度分别为 0.038 和 0.044, OECD 国家的收敛速度为 0.091。

[参 考 文 献]

- [1] 蔡 昉,都 阳. 中国地区经济增长的趋同与差异[J]. 经济研究,2000,(10).
- [2] 林毅夫,刘明兴. 中国的经济增长收敛与收入分配[J]. 世界经济,2003,(8).
- [3] 彭国华. 中国地区收入差距、全要素生产率及其收敛分析[J]. 世界经济,2005,(9).
- [4] 沈坤荣,马 俊. 中国经济增长的“俱乐部收敛”特征及其成因研究[J]. 经济研究,2002,(1).
- [5] 王志刚. 质疑中国经济增长的条件收敛性[J]. 管理世界,2004,(3).
- [6] 汪 锋,张宗益,康继军. 企业市场化、对外开放和中国经济增长条件收敛[J]. 世界经济,2006,(6).
- [7] 杨建芳,龚六堂,张庆华. 人力资本的形成及其对经济增长的影响[J]. 管理世界,2006,(5).
- [8] 余长林. 人力资本投资结构与经济增长[J]. 财经研究,2006,(10).
- [9] 严 冀,陆 铭,陈 钊. 改革、政策的相互作用和经济增长[J]. 世界经济文汇,2005,(1).
- [10] 孙 旭,郑丽霞. 劳动就业与经济增长问题刍议[J]. 兰州商学院学报,2006,(4).
- [11] 郝春虹. 中国就业与经济增长关系的经验研究[J]. 兰州商学院学报,2007,(5).
- [12] Anderson T W, Hsiao C. Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data[J]. Journal of Econometrics,1982,(18): 47 - 82.
- [13] Barro R, Sala-i-Martin X. Regional Growth and Migration: A Japanese - US Comparison[J]. Journal of Japanese and international Economy,1992,6(4): 312 - 346.
- [14] Baumol W. Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the long-run Data Show[J]. American Economic Review,1986,76(5): 1072 - 1085.
- [15] Bond S, Hoeffler G, Temple J. GMM Estimation of Empirical Growth Model[R]. Center for Economic Policy Research Discussion Paper, No. 3048, 2001.
- [16] Caselli F, Esquivel G, Lefort X. Reopening the Convergence Debates: A New Look at Cross-Country Growth Empirics[J]. Journal of Economic Growth,1996,(1): 363 - 389.
- [17] Chen Baizhu, Yi Feng. Determinants of Economic Growth in China: Private Enterprise, Education and Openness[J]. China Economic Review,2000,11(1): 1 - 15.
- [18] Galor O. Convergence? Inferences from Theoretical Models[J]. Economic Journal,1996,(106): 1056 - 1069.
- [19] Islam N. Growth Empirics: A Panel Data Approach[J]. Quarterly Journal of Economics,1995,110(4): 1127 - 1170.
- [20] Mankiw N Gregory, David Romer, David Weil. A Contribution to the Empirics of Economic Growth[J]. Quarterly Journal of Economics,1992,(107): 407 - 437.
- [21] Solow Robert M. A Contribution to the Theory of Economic Growth[J]. Quarterly Journal of Economics,1956,(70): 65 - 94.

[责任编辑:李 莉]